



ISSN: 1695-7253 e-ISSN: 2340-2717
investig.regionales@aecr.org

AECR - Asociación Española de Ciencia Regional
www.aecr.org
España – Spain

Clubes de convergencia regional en Colombia 2000-2016: un análisis flexible por departamentos

Domingo Rodríguez Benavides, Owen Eli Ceballos Mina

Clubes de convergencia regional en Colombia 2000-2016: un análisis flexible por departamentos

Investigaciones Regionales - Journal of Regional Research, 53, 2022/2

Asociación Española de Ciencia Regional, España

Available on the website: <https://investigacionesregionales.org/numeros-y-articulos/consulta-de-articulos>

Additional information:

To cite this article: Rodríguez Benavides, D., & Ceballos Mina, O. E. (2022). Clubes de convergencia regional en Colombia 2000-2016: un análisis flexible por departamentos. Investigaciones Regionales – Journal of Regional Research 2022/2(53), 47-65.
<https://doi.org/10.38191/iirr-jorr.22.010>

Clubes de convergencia regional en Colombia 2000-2016: un análisis flexible por departamentos

*Domingo Rodríguez Benavides**, *Owen Eli Ceballos Mina***

Recibido: 14 de abril de 2021

Aceptado: 28 de junio de 2022

RESUMEN:

Los análisis de convergencia económica en Colombia han mostrado resultados en distintas direcciones; aportar evidencia para enfocar los esfuerzos de política pública en la reducción de las brechas regionales resulta muy pertinente. Usando como variable de análisis el PIB per cápita de los departamentos y la capital del país en el periodo 2000-2016, este artículo evalúa la hipótesis de convergencia total frente a la presencia de clubes regionales por medio de la prueba de Phillips y Sul (2007). Después de excluir del análisis las principales regiones mineras del país se identifican seis clubes de convergencia departamental y un grupo que diverge. Los resultados sugieren la persistencia de la desigualdad en el conjunto nacional, pero múltiples equilibrios o estados estacionarios por grupos de departamentos.

PALABRAS CLAVE: Crecimiento; convergencia regional; modelos no lineales; Colombia.

CLASIFICACIÓN JEL: O18; O47; C32; C33.

Regional Convergence Clubs in Colombia 2000-2016: A Flexible Analysis by Provinces

ABSTRACT:

Economic convergence studies in Colombia have shown mixed results. It is relevant to provide evidence that allows to focus public policy efforts to reduce the gaps between the country's regions. This paper using Colombian departments and the district capital applies the Phillips and Sul (2007) test to evaluate the hypothesis of total convergence versus the presence of regional clubs in GDP per capita in 2000-2016. We found evidence of divergence for the entire country but multiple steady states and departmental convergence clubs if the main mining regions are excluded from the analysis.

KEYWORDS: Economic-growth; convergence; nonlinear models; Colombia.

JEL CLASSIFICATION: O18; O47; C32; C33.

1. INTRODUCCIÓN

Colombia entre las naciones en desarrollo de la región, se ha caracterizado por un crecimiento económico relativamente estable, pero con altos niveles de pobreza y desigualdad (Han y Maisel 2018; Robinson, 2016; Aristizábal y García, 2020); estos fenómenos que no se han distribuido de forma homogénea sobre

* Departamento de Sistemas de la División de Ciencias Básicas e Ingeniería de la Universidad Autónoma Metropolitana Unidad Azcapotzalco. México. dorobe@azc.uam.mx

** Departamento de Economía de la División de Ciencias Sociales y Humanidades de la Universidad Autónoma Metropolitana Unidad Azcapotzalco. México. oeem@azc.uam.mx

Autor para correspondencia: dorobe@azc.uam.mx

el territorio, se manifiestan como persistentes disparidades regionales en su interior. Las regiones centrales con mayor concentración de población y actividad económica como la capital Bogotá y los departamentos de Antioquia y Valle exhiben mejores indicadores de desempeño económico y social frente a otras periféricas como La Guajira, Chocó y Amazonas, que a decir de varios autores han sido desatendidas por el gobierno nacional (García, 2017; Galvis, Hahn, y Galvis, 2017; OCDE, 2018). En este contexto, no son pocos los intereses por medir el cierre de las brechas regionales en el país.

El estudio empírico de las disparidades socioeconómicas en un país o en una región a lo largo del tiempo, posibilita al menos tres tipos de análisis diferentes para medir el cierre de las brechas: *i*) β -convergencia; *ii*) σ -convergencia; y *iii*) convergencia relativa. La β -convergencia es el concepto más utilizado; fue sugerido a principios de los noventa por Barro y Sala-i-Martin y de aquí se desprenden las definiciones de convergencia absoluta y condicional (Moncayo, 2004). Una forma de referir la β -convergencia es la noción de que las regiones pobres crecerán más rápidamente que las ricas. Si se comparan las tasas de crecimiento de cada economía tomando en cuenta el valor inicial del producto, se estudia su convergencia absoluta; cuando se controla dicho crecimiento por factores adicionales se hace referencia a una convergencia condicional.

Milton Friedman en los años noventa sugirió que la verdadera prueba de la tendencia al cierre de brechas económicas entre países sería mostrar una disminución constante de la varianza de la riqueza; esta idea dio lugar a la σ -convergencia. El concepto conlleva a observar la dispersión de la riqueza a lo largo del tiempo; si dicha dispersión decrece y cada territorio se encuentra más cerca del promedio conjunto, entonces se refiere un proceso de tipo σ . De otro lado, el concepto de convergencia relativa procedente del enfoque de medición de series de tiempo es retomado por Phillips y Sul (2007), que por medio de un modelo no lineal con un componente de variación de tiempo y otro idiosincrático, generan una prueba de convergencia para el conjunto que de forma alternativa permite identificar clubes que convergen o divergen al interior. Esta prueba centrada en la idea de que la razón relativa de algún par de variables converge a la unidad en el largo plazo, constituye una prueba más flexible y precisa en términos econométricos frente a los métodos de convergencia tradicionalmente usados.

No son pocos los estudios que se han remitido al análisis tradicional de las convergencias tipo β y σ en Colombia, pero dichos estudios agrupan un conjunto de resultados que no llegan a ser conclusivos (Galvis *et al.*, 2017; Hahn y Meisel, 2018; Moncayo, 2004). En resumen, hay evidencia mixta en las últimas décadas del siglo xx; previo a los años sesenta se señalan periodos de convergencia, mientras que se identifican procesos divergentes con mayor frecuencia en tiempos más recientes; la evidencia aparece en ambas direcciones, tanto en el caso de las tasas de crecimiento regionales como para la dispersión de la riqueza interdepartamental del país. Sin embargo, hasta donde se ha revisado en este estudio, no se han efectuado pruebas de convergencia relativa y de formación de clubes de convergencia regional en el país.

Este trabajo investiga la aplicación del concepto de convergencia relativa y la posible presencia de clubes departamentales de convergencia en Colombia entre 2000 y 2016. Se emplea la prueba de Phillips y Sul (2007), cuya ventaja es que no requiere el cumplimiento de ninguna condición a priori sobre las propiedades estocásticas de las series que conforman el panel de estudio. Los resultados muestran evidencia de un proceso divergente para el conjunto del país, pero cuando se excluyen las regiones con alta producción minera es posible identificar seis clubes de convergencia y un conjunto de cuatro departamentos que divergen. Los dos primeros clubes agrupan las regiones con mejor desempeño económico y mayor desarrollo; los clubes tres y cuatro agrupan un conjunto de departamentos con desarrollo intermedio, mientras los dos últimos grupos las regiones que convergen a los menores niveles de desarrollo del país.

Este artículo se estructura en cinco apartados incluyendo su introducción; en el segundo apartado se hace una breve revisión de la literatura sobre los estudios de convergencia a nivel internacional y en Colombia. En la tercera sección se presenta el conjunto de datos, algunos descriptivos y se detalla el procedimiento para probar convergencia relativa; en la cuarta se presentan los resultados de convergencia para el conjunto de departamentos y por clubes para Colombia, incluyendo y excluyendo del análisis los departamentos mineros. En la quinta y última sección se presentan las conclusiones del trabajo.

2. REVISIÓN DE LA LITERATURA

2.1. CONVERGENCIA EN LA LITERATURA INTERNACIONAL

La literatura internacional sobre convergencia ha usado un amplio arsenal de herramientas estadísticas para el análisis de las brechas regionales, avanzando de las pruebas más sencillas hacia técnicas flexibles y con mayor alcance analítico. La prueba Phillips y Sul (2007) posee ventajas como el no depender del supuesto de estacionariedad a un único estado. Es una prueba que permite modelar un gran número de sendas de transición hacia la convergencia; permite introducir la hipótesis de convergencia por subgrupos y posibilita el modelaje de unidades heterogéneas sin ninguna dificultad. Así pues, es una prueba de convergencia relativa suficientemente flexible que permite discernir entre uno o varios estados estacionarios a los que convergen países o regiones.

Cabe mencionar que la metodología de Phillips y Sul (2007) también se ha utilizado para el análisis de convergencia de diferentes mercados. Montagnoli (2015) por ejemplo, aplica esta metodología para el mercado inmobiliario del Reino Unido comprobando la existencia de múltiples clubes de convergencia y no un único equilibrio. Otro caso es el trabajo realizado por Reyna (2014), en el cual se estudia el mercado laboral peruano entre 2001 y 2011 identificando cuatro clubes en los que los miembros suelen encontrarse geográficamente cerca unos de otros. Pese a estas breves menciones, la principal actividad en la que se ha utilizado la metodología de clubes de convergencia son los análisis del crecimiento y sus determinantes.

Por ejemplo, Barrios *et al.* (2017) aplican la prueba Phillips y Sul (2007) para las regiones españolas en el periodo de 1980 a 2008; comprueban la existencia de clubes de convergencia para las variables del PIB per cápita, la productividad laboral y el empleo. Los autores concluyen que existe convergencia conjunta de la productividad laboral, mientras que encuentran tres clubes para el PIB y empleo. Monfort *et al.* (2013) emplean la misma metodología para el continente europeo utilizando el PIB per cápita en el periodo de 1980 a 2009; los autores encuentran dos clubes de convergencia para Europa central y Europa del este, mientras definen que la pertenencia a la zona euro es el determinante para que un país se encuentre en un grupo de ingresos altos o bajos.

Li *et al.* (2018) emplean la misma técnica para el caso chino en el que analizan el PIB per cápita de 2,286 condados en el periodo 1992 a 2010. Los autores también utilizan un modelo probit ordenado espacial dinámico para determinar los factores que afectan en la conformación de clubes. Concluyen que hay seis clubes de convergencia, donde la industrialización, la densidad de población y los activos fijos per cápita afectan positivamente, mientras la productividad laboral y los niveles de capital humano afectan negativamente la constitución de estos clubes. De igual forma, Tian *et al.* (2016) estudian el PIB per cápita para el caso de China en el periodo de 1978 a 2013. Encuentran que las provincias de China convergen en dos clubes. La desigualdad entre los ingresos de un club y otro lo asocian con la inversión en capital físico, humano y con la tasa de crecimiento de la población.

La metodología de Phillips y Sul (2007) también se ha empleado en algunos países de Latinoamérica para analizar la existencia de clubes de convergencia. En particular, Delgado y Rodríguez (2013) para el Perú encontraron tres clubes de convergencia y dos departamentos desvinculados del resto del país en el periodo de 1970 a 2010. En Ecuador, Tinizahay (2020) emplean esta prueba en el periodo de 2007 a 2008. En el trabajo se llega a la conclusión de que existen cinco clubes de convergencia con una tendencia decreciente en la productividad a lo largo del tiempo, mientras la disparidad entre el grupo más pobre y el rico aumenta. Por otra parte, Aboal *et al.* (2018) estudiaron la convergencia para los 19 departamentos de Uruguay en el periodo de 2008 a 2018 y encuentran tres clubes de convergencia e identifican una tendencia en el desarrollo de los departamentos.

En el caso de México hay tres trabajos que utilizan la metodología propuesta por Phillips y Sul (2007). Rodríguez *et al.* (2016) investigan la convergencia en clubes con el PIB per cápita para el periodo de 1970 a 2012. Sus resultados muestran que los estados de México convergen en seis clubes y que, al excluir los estados productores de petróleo, Campeche y Tabasco, los resultados se mantienen. López y Cermeño (2016) para el periodo de 1940 a 2013 con respecto al PIB per cápita en el caso mexicano mostraron que existen tres clubes de convergencia y vincularon la desigualdad regional con la proporción

de la inversión extranjera directa a nivel estatal. Mendoza *et al.* (2020) analizan los patrones de convergencia de la desigualdad interregional y del ingreso per cápita en los estados mexicanos en el periodo 1940-2015; estos autores no logran probar convergencia al mismo equilibrio de largo plazo, pero aportan evidencia de clubes para la desigualdad y el ingreso per cápita.

2.2. LOS ESTUDIOS DE CONVERGENCIA EN COLOMBIA

La reducción de las disparidades en Latinoamérica ha sido tema central de la agenda de investigación económica en la región. Los estudios de convergencia regional en Colombia no han sido la excepción; la literatura especializada en el tema documenta alrededor de dos décadas de estudios regionales en los que diferentes metodologías han sido implementadas para medir el comportamiento en el tiempo de las diferencias económicas entre las regiones del país (Galvis *et al.*, 2017). Un gran número de mediciones de convergencia absoluta y condicional tipo β enfocados en periodos de finales del siglo xx y unos pocos en series más largas hacia atrás, presentan evidencias diferenciadas en favor de la hipótesis de convergencia o de su rechazo.

Entre los primeros trabajos en el país y uno de los más discutidos sobre el tema es el de Cardenas, Pontón y Trujillo (1993), quienes afirman que la β -convergencia para el periodo 1950-1989 fue de 4,22% y de 3.2% si se excluye del análisis los años 50; en opinión de los autores, estas tasas superiores a las de países desarrollados como Estados Unidos, Europa y Japón en el mismo lapso evidencian un exitoso proceso de convergencia en Colombia. Tras esta primera referencia, un importante número de estudios usando información de las décadas previas al año 2000, han aportado evidencia en favor de la convergencia interdepartamental tipo β (Gómez, 2006; León y Benavides, 2015; Royuela y García, 2015), pero junto con esta creciente bibliografía, también emergieron importantes críticas en contrasentido.

Los primeros cuestionamientos sobre la dirección del proceso de convergencia en el país emergen con Meisel (1993), Mora y Salazar (1994) y Bastidas (1996) que haciendo centro en los argumentos de Cardenas *et al.* (1993) discuten la validez de sus hallazgos. Con un periodo más largo Bonet y Meisel (1999) agrupan su análisis en dos tramos temporales y refieren que, aunque las brechas interdepartamentales se redujeron entre 1926 y 1960, a partir de los años 60 y hasta 1995 el análisis de las series del PIB no aporta elementos para referir convergencia. Varios autores se suman en la dirección que prueba un proceso de divergencia condicional o absoluta en este periodo; el mismo Bonet (1999), usando el método *shift-share* concluye que entre 1980 y 1996 las desigualdades en el crecimiento departamental se acentuaron; Rocha y Vivas (1998) también verifican la hipótesis de desigualdad persistente en el período 1980-1994; Lotero, Restrepo y Franco (2000) para 1985-1997 refieren divergencia en la productividad industrial; Galvis y Meisel (2001) usando los depósitos bancarios como *proxy* del PIB en las ciudades más grandes, también refieren un proceso divergente entre 1973 y 1998.

Un grupo de estudios más recientes continúan aportando evidencia en dirección del rechazo de la hipótesis convergencia en Colombia (Acevedo, 2003; Barón, 2003; Bonet y Meisel, 2007; Branisa y Cardozo, 2009; Franco y Raymond, 2009; Martínez, 2006; Hahn y Meisel, 2018). Entre los más recientes Galvis *et al.* (2017) para el periodo entre 1995 y 2016 afirman que si se excluyen los departamentos mineros de Putumayo, Arauca y Casanare no hay evidencia de convergencia absoluta en el país y que en términos de la convergencia condicional a pesar de la evidencia en favor de la hipótesis, es más preciso controlar por factores espaciales como lo hacen Galvis y Hahn (2016) quienes concluyen que dado los efectos indirectos de las derramas espaciales no existe un proceso de convergencia condicional en los municipios del país para el periodo entre 1993 y 2012.

Con centro en los trabajos de Quah (1993, 1995, 1996, 1997) y sus críticas a las mediciones tradicionales de convergencia tipo β y σ en Colombia también se ha constituido una línea alternativa de estudios que analiza el cambio en la distribución de riqueza y si las economías regionales convergen a diferentes estados estacionarios como en el caso de los “clubes de convergencia” (Mora, 2003). Entre las primeras referencias Birchenall y Murcia (1997) basándose en los modelos de dinámica distribucional concluyen que el país exhibe un claro proceso de persistencia que ha mantenido las distancias entre los ingresos de los departamentos y sus posiciones desde la década de los 60; varios autores que han explorado esta perspectiva coinciden en que la distribución de riqueza ha sufrido muy pocos cambios a través del

tiempo (Ardila, 2004; Birchenall y Murcia, 1997; Bonet y Meisel, 2007; Branisa y Cardozo, 2009; Franco y Raymond, 2009; Gómez, 2006; Martínez, 2006; Royuela y García, 2015).

Bajo este enfoque Bonet y Meisel (2007) en torno a la distribución de ingresos departamentales en el periodo 1975-2000 describen el proceso de polarización regional y remarcan la posición de Bogotá como capital del país con un ingreso per cápita que duplica la media nacional y una posición que se ha consolidado a lo largo del tiempo frente a las regiones periféricas. Gómez (2006) para el período 1960-2000 por medio de un Kernel Gaussiano identificó en los años ochenta posibles clubes de convergencia con tendencia a la polarización, aunque afirma que en la década de los noventa las disparidades regionales parecen disminuir. Franco y Raymond (2009) para el periodo 1975-2005 usando panel de efectos fijos y mediante el cálculo de estados estacionarios de equilibrio departamentales definen cuatro clubes de convergencia dos para los departamentos más desarrollados y otros dos para los de mayor rezago; en general, sugieren que tres de los cuatro clubes (dos desarrollados y el club de los más pobres) convergen al interior, pero no encuentran evidencia de que los clubes se acerquen entre sí por lo que concluyen que las desigualdades regionales en el país se están acentuando.

En un estudio reciente, Aristizabal y García (2020) analizan la relación entre las instituciones y el crecimiento económico en un nivel intra-regional en Colombia a través de la estimación de modelos de crecimiento económico aumentado con variables institucionales y efectos espaciales. Sus resultados muestran que las instituciones tienen un fuerte impacto positivo en el crecimiento económico regional, mientras que los efectos de desbordamiento espacial de los factores institucionales de una región muestran un efecto negativo sobre el crecimiento económico de las regiones vecinas, resultado que atribuyen a los altos niveles de heterogeneidad y fragmentación institucional encontrados en las regiones de Colombia.

3. DATOS Y MODELO DE CONVERGENCIA RELATIVA

Este apartado hace una primera referencia descriptiva al conjunto de datos y a los detalles metodológicos del modelo para la prueba de convergencia. Los datos empleados en este análisis provienen de la información pública disponible provista por las Cuentas Departamentales de la Dirección de Síntesis y Cuentas Nacionales del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) del Gobierno colombiano en 2020. La prueba de convergencia relativa utilizada se basa en el modelo semiparamétrico propuesto por Phillip y Sul (2007) y el algoritmo en cuatro pasos para probar la existencia de clústeres o clubes de convergencia.

3.1. DATOS Y DESCRIPTIVOS

La información para el análisis de este artículo corresponde al producto interno bruto (PIB) per cápita departamental entre 2000 y 2016 a precios constantes de 2005¹; el periodo de análisis se determinó principalmente por la disponibilidad de datos recientes sobre este indicador. El cuadro 1 presenta el comportamiento del PIB per cápita corriente por departamento para el primer y el último año de análisis, la tasa media de crecimiento y su varianza. Para el año 2000, Casanare fue el departamento con mayor nivel de ingresos per cápita con 25.7 millones y Chocó el de menor con apenas 1.6 por habitante; en el año 2016, el de mayor ingreso fue Santander con 31.2 millones de pesos mientras el de menor fue Vaupés con 5.2 millones. En el caso de los departamentos de mayor ingreso per cápita vale destacar que ambos se encuentran entre los departamentos mineros del país.

¹ De manera oficial el DANE presenta el PIB per cápita departamental en términos corrientes, pero también brinda información sobre el PIB departamental agregado en términos corrientes y constantes, por lo que es posible estimar el número de habitantes de cada departamento en el periodo muestral y finalmente calcular el PIB per cápita departamental en términos constantes.

CUADRO 1.
PIB per cápita departamental 2000 y 2016, tasa de crecimiento y varianza

Departamentos	PIB per cápita de 2000	PIB per cápita de 2016	Tasa de crecimiento (2000-2016)	Varianza de la tasa de crecimiento
Amazonas	2.626	7.926	7.19%	0.0009
Antioquia	5.436	18.336	7.93%	0.0008
Arauca	8.774	15.981	5.91%	0.0492
Atlántico	4.424	14.603	7.80%	0.0011
Bogotá D. C.	8.769	27.564	7.43%	0.0003
Bolívar	3.939	16.723	9.68%	0.0051
Boyacá	4.633	20.131	9.70%	0.0020
Caldas	3.667	13.158	8.36%	0.0011
Caquetá	2.365	8.528	8.41%	0.0015
Casanare	25.701	30.194	2.14%	0.0264
Cauca	2.313	11.017	10.28%	0.0009
Cesar	3.398	15.321	10.13%	0.0060
Chocó	1.639	7.311	10.29%	0.0115
Córdoba	3.053	8.815	7.16%	0.0068
Cundinamarca	5.282	16.753	7.50%	0.0005
Guainía	2.623	6.671	6.41%	0.0087
Guaviare	2.707	6.819	6.12%	0.0040
Huila	4.181	13.072	7.56%	0.0041
La Guajira	3.595	8.744	6.29%	0.0132
Magdalena	2.472	8.714	8.25%	0.0012
Meta	5.812	26.278	11.47%	0.0382
Nariño	2.180	7.898	8.42%	0.0009
Norte Santander	3.064	10.731	8.21%	0.0013
Putumayo	2.610	8.391	8.64%	0.0236
Quindío	4.036	12.032	7.17%	0.0023
Risaralda	3.826	13.713	8.35%	0.0011
San Andrés y Providencia	4.906	16.926	8.13%	0.0020
Santander	6.255	31.165	10.72%	0.0036
Sucre	2.265	8.130	8.36%	0.0011
Tolima	3.754	13.148	8.22%	0.0016
Valle	5.774	17.991	7.39%	0.0006
Vaupés	1.964	5.218	6.41%	0.0026
Vichada	2.761	6.296	5.40%	0.0026

Nota: PIB per cápita en millones de pesos a precios constantes de 2015.

Fuente: Elaboración propia con datos del DANE.

Es notable que los departamentos con extracción petrolera poseen gran varianza en el comportamiento de sus ingresos mostrando importantes saltos en el PIB per cápita de sus habitantes en el periodo de análisis (son los de mayor varianza en las tasas de crecimiento; por ejemplo, Casanare, Arauca, Meta y Putumayo). En particular, para el año 2000 el desempeño de Casanare muestra una marcada diferencia frente Bogotá D.C. (segundo PIB per cápita más alto con apenas 8.76 millones de pesos) y frente al resto de departamentos del país. En 2016 la dispersión general del PIB per cápita departamental parece menor; pese a esto último, se debe notar que en ambos años las mayores diferencias en el PIB per cápita se encuentran en la parte alta de la distribución, mientras los departamentos de menores ingresos como Chocó, Vaupés, Vichada, Nariño, Guaviare y Amazonas parecen permanecer agrupados.

La tabla 1 también presenta las tasas de crecimiento promedio del PIB per cápita y la varianza de las tasas anuales por cada departamento. Los departamentos con mayores tasas de crecimiento promedio entre 2000 y 2016 son Meta, Santander, Chocó, Cauca y Cesar con promedios entre 10% y 11.5%; de estos departamentos Chocó y Meta presentan una gran varianza en el periodo. Sólo Santander y Meta corresponden a departamentos con PIB per cápita de nivel alto, mientras Chocó, Cauca y Cesar se encuentran entre los departamentos con menor nivel de ingresos. Por otro lado, Casanare que se encuentra entre los departamentos con mayor nivel de ingreso posee baja tasa de crecimiento; en general, los de menor crecimiento son los departamentos que se conocen como las antiguas intendencias al oriente del país como Arauca, Guainía, Guaviare, Vaupés, Vichada, y en el norte La Guajira.

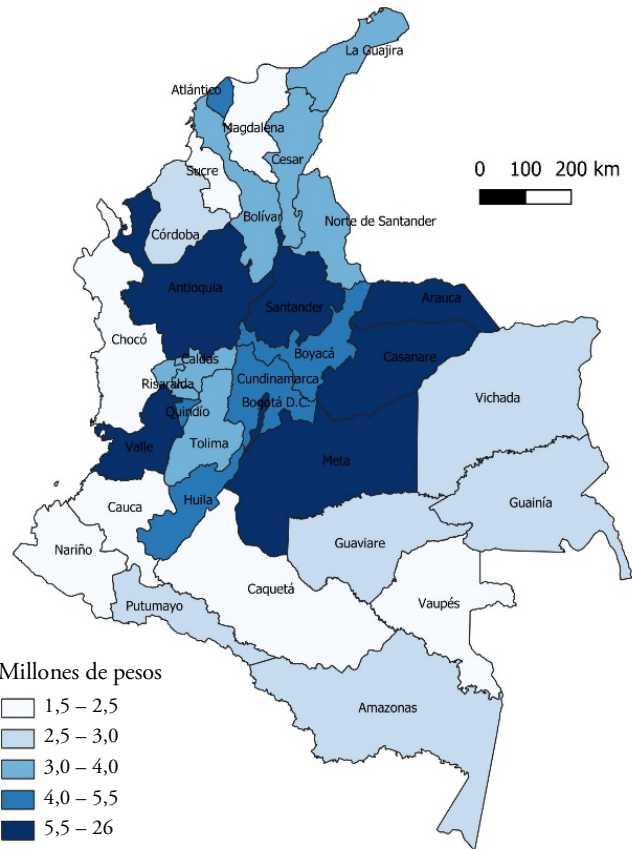
Los departamentos con menor varianza en la tasa de crecimiento anual del PIB per cápita entre 2000 y 2016 son Amazonas, Antioquia, Bogotá D.C., Cauca, Cundinamarca y Valle; entre estos, Amazonas y Cauca son de ingreso bajo, mientras el resto de los departamentos se encuentran entre los de ingreso per cápita medio y alto. Esta breve descripción sobre el comportamiento del PIB per cápita departamental es complementada por una primera visualización de la localización de los departamentos. El mapa 1 presenta el PIB per cápita por departamento en 2000 y 2016. Una primera observación relevante es que los departamentos con un mayor nivel de PIB per cápita tienden a concentrarse en la zona centro del país manteniendo el desempeño entre 2000 y 2016.

En el año 2000 (panel izquierdo del mapa 1) los departamentos de Antioquia, Arauca, Bogotá D.C., Casanare, Meta, Santander y Valle poseen los niveles de ingreso per cápita más alto, seguidos de Boyacá, Cundinamarca, Huila, Quindío, demarcando la región central del país en tonos más oscuros del mapa. Esta situación parece mantenerse para el año 2016 (panel derecho); los departamentos con mayor riqueza per cápita se siguen concentrando en el centro, con pequeños cambios entre los de ingreso medio e ingreso alto; Boyacá se introduce en el grupo de los departamentos de ingreso alto, mientras que Arauca es desplazado al segmento de ingresos medios.

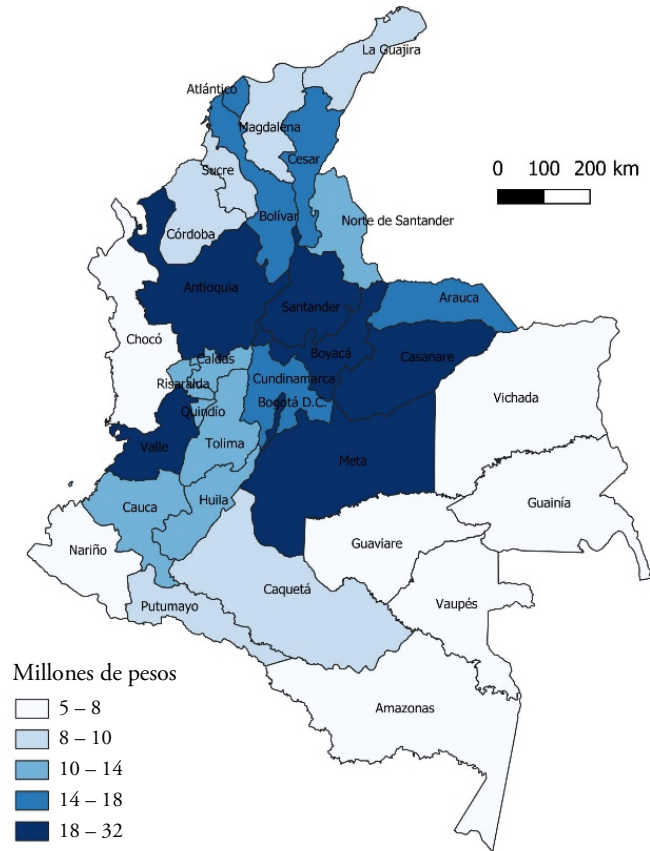
En la dinámica del mapa 1 entre 2000 y 2016 se observa claramente que, si bien en el centro del país se mantiene una concentración de los departamentos de ingresos altos y medios, la periferia concentra departamentos de ingreso per cápita bajo. En el año 2016 los departamentos de Amazonas, Cauca, Guaviare, Guainía y Vichada pasaron a formar parte al segmento de menor ingreso consolidando la periferia de menor ingreso per cápita en las zonas del pacífico, el oriente y el sur del país; esta sugerencia de segregación espacial del PIB per cápita de los departamentos podría sugerir un comportamiento por grupos de crecimiento y la posibilidad de clubes de convergencia.

MAPA 1.
PIB per cápita por departamentos

a) Colombia en 2000



b) Colombia en 2016



Fuente: Elaboración propia con información del DANE.

3.2. PRUEBA DE CONVERGENCIA Y DE AGRUPAMIENTO EN CLUBES

El punto de partida del modelo es la descomposición del panel de datos X_{it} como:

$$X_{it} = g_{it} + a_{it} \tag{1}$$

donde g_{it} representa los componentes sistemáticos tales como los componentes permanentes comunes mientras que a_{it} incorpora los componentes transitorios. Con el fin de separar los componentes comunes de los idiosincrásicos, es posible transformar la ecuación (1) de la siguiente forma:

$$X_{it} = \left(\frac{g_{it} + a_{it}}{u_t} \right) u_t = \delta_{it} u_t \tag{2}$$

donde δ_{it} es un elemento idiosincrático que varía en el tiempo y u_t es un solo componente común. La ecuación (2) es un modelo de factor dinámico donde u_t captura algunos componentes determinísticos o el comportamiento de tendencia estocástica; mientras el factor de ajuste variante en el tiempo δ_{it} mide la distancia idiosincrática entre el componente de tendencia común u_t y X_{it} . En general, no es posible estimar de manera directa el modelo sin imponer algunas restricciones sobre δ_{it} y u_t , por lo que Phillips y Sul (2007) proponen remover el factor común de la siguiente manera:

$$h_{it} = \frac{X_{it}}{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N X_{it}} = \frac{\delta_{it}}{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \delta_{it}} \tag{3}$$

donde h_{it} es llamado el parámetro de transición relativa el cual mide el coeficiente de ajuste relativo a la media del panel en el tiempo t . En otras palabras, h_{it} traza una ruta de transición de cada elemento i en relación con el promedio del panel. La ecuación (3) indica la media de sección cruzada de h_{it} . De esta forma, h_{it} captura la desviación relativa de la región i de la ruta de crecimiento de estado estable común μ_t .

Para formular la hipótesis nula de convergencia, Phillips y Sul (2007) proponen un modelo semiparamétrico para el comportamiento variable en el tiempo de δ_{it} como el siguiente:

$$\delta_{it} = \delta_i + \sigma_i \xi_{it} L(t)^{-1} t^{-\alpha} \quad t = 1, \dots, T \tag{4}$$

donde ξ_{it} es un componente específico de cada región que se distribuye de manera idéntica e independiente con media 0 y varianza unitaria entre las i pero débilmente dependiente a través del tiempo, y $L(t)$ es una función que varía lentamente en la que $L(t) \rightarrow \infty$ en la medida que $t \rightarrow \infty$. Phillips y Sul (2007) asumen que la función $L(t)$ es una función logarítmica de t . La magnitud de α determina el comportamiento (convergencia o divergencia) de δ_{it} . Esta formulación asegura la convergencia del parámetro de interés para todo $\alpha \geq 0$, la cual es la tasa de decaimiento. Ellos consideran la convergencia expresada como:

$$\lim_{k \rightarrow \infty} (y_{it+k} / y_{jt+k}) = 1 \quad \text{para todo } i \text{ y } j \tag{5}$$

La cual es denominada convergencia relativa. Esta condición es equivalente a:

$$\lim_{k \rightarrow \infty} \delta_{it+k} = \delta \quad \text{para todo } i \tag{6}$$

Esta definición de convergencia permite diversos patrones de transición. De igual forma esta definición de convergencia y el concepto de cointegración están relacionadas, pero tienen características distintas. Ningún concepto es suficiente ni necesario para el otro. Por ejemplo, la noción de convergencia que se prueba a través del enfoque por pares se basa en la prueba de raíz unitaria; es decir, la cointegración con restricciones de parámetros. La convergencia en el sentido de Phillips y Sul (2007) y la convergencia basada en el enfoque por pares están relacionadas, pero no son equivalentes. Phillips y Sul consideran el caso en el que dos series de tiempo no están cointegradas, incluso cuando las dos series de tiempo convergen en el sentido en el que ellos la definen.

La evaluación de convergencia se realiza a través de una prueba $\log t$ por medio de las siguientes hipótesis:

$$H_0: \delta_i = \delta \text{ para todo } i \text{ y } a \geq 0 \quad (7)$$

$$H_1: \delta_i \neq \delta \text{ para algún } i \text{ o } a < 0 \quad (8)$$

Phillips y Sul muestran que la hipótesis nula de convergencia se puede probar a través de la siguiente ecuación:

$$\log(H_1/H_t) - 2\log L(t) = a + b\log t + u_t \quad t = T_0, \dots, T, \quad (9)$$

donde $H_t = \frac{\sum_{i=1}^N (h_{it}-1)^2}{N}$; $T_0 = [rT]$ para algún r ; y $\log(H_1/H_t)$ es el diferencial de transición de sección transversal cuadrático medio y mide la distancia del panel del límite común. Phillips y Sul (2007) sugieren $r = 0.3$ con base en sus experimentos de simulación. También sugieren usar $\log(t)$ para $L(t)$. La selección de la fracción de la muestra inicial r puede influir en los resultados de la regresión anterior (Du, 2017). Los experimentos de Monte Carlo indican que eligiendo $r \in [0.2, 0.3]$ se obtiene un buen resultado. De manera más específica, se sugiere establecer $r = 0.3$ para una muestra de tamaño pequeño o moderado (≤ 50) y hacer $r = 0.2$ para un tamaño de muestra más grande (≥ 100).

Phillips y Sul (2007) demuestran además que $b = 2\alpha$ y que H_0 se prueba convenientemente a través de la desigualdad débil $\alpha \geq 0$. Lo que implica una prueba t unilateral. Bajo algunos supuestos técnicos, la distribución límite del estadístico t de regresión es:

$$t_b = \frac{\hat{b}-b}{S_b} \Rightarrow N(0,1) \quad (10)$$

donde \hat{b} es el estimador del coeficiente b y S_b es el error estándar de largo plazo. La ecuación (10) implica que la hipótesis nula de convergencia se rechaza al nivel de significancia del 5% si $t_b \leq 1.65$. Es preciso aclarar que antes de aplicar la prueba al conjunto de datos bajo estudio, Phillips y Sul (2007) sugieren filtrar los datos con el filtro de Hodrick-Prescott con el fin de eliminar algunos componentes meramente transitorios de las series. Ellos muestran que la hipótesis de convergencia se prueba a través de una prueba t de un solo lado con el parámetro $b \geq 0$ donde:

$$S_b^2 = l \widehat{\text{var}}(\hat{u}_t) \left[\sum_{t=[rT]}^T \left(\log(t) - \frac{1}{T-[rT]+1} \sum_{t=[rT]}^T \log(t) \right)^2 \right]^{-1} \quad (11)$$

y $l \widehat{\text{var}}(\hat{u}_t)$ es una estimación de HAC convencional formada a partir de los residuos de regresión.

El rechazo de la hipótesis nula de convergencia para todo el panel no puede descartar la existencia de convergencia en los subgrupos al interior. Para investigar la posibilidad de clústeres de convergencia, Phillips y Sul desarrollaron un algoritmo basado en los datos, el cual consta de cuatro pasos. En el primer paso, los individuos se clasifican en el panel en orden decreciente de acuerdo con las observaciones del último período. Si hay una volatilidad sustancial en las series de tiempo, la clasificación puede basarse en el promedio de la serie de tiempo de las últimas observaciones $[rT]$, con $r = 1/2$ o $1/3$.

El segundo paso consiste en la formación del grupo central de k^* individuos. En este paso, el primer subgrupo de k individuos o regiones (G_k) se selecciona ejecutando la regresión $\log t$ y se calcula el estadístico de prueba de convergencia t_k para este subgrupo con $t_k > -1.65$, si no hay k que cumpla la condición de que $t_k > -1.65$ se termina el algoritmo y se concluye que no existen subgrupos que converjan en el panel. Por el contrario, si se cumple la condición de que $t_k > -1.65$, una vez que se han seleccionado los primeros k individuos en el panel, el grupo central de tamaño k^* se obtiene maximizando t_k sobre k de acuerdo con el criterio $k^* = \arg \max_k$ sujeto a $\min \{t_k\} > -1.65$.

En el tercer paso, los individuos del panel que no están incluidos en el primer grupo principal se agregan de uno en uno al grupo principal con k^* miembros y la prueba $\log t$ se ejecuta nuevamente. El individuo en cuestión debe incluirse en el club de convergencia si el estadístico t asociado es mayor que el valor crítico c .

En el último paso, se forma un subgrupo con los individuos restantes que no cumplen el criterio de inclusión en el paso tres. La prueba $\log t$ se ejecuta para este grupo. Si el estadístico es mayor que -1.65 , este subgrupo forma otro club de convergencia. De lo contrario, se repiten los pasos 1 a 3 para ver si este segundo subgrupo se puede subdividir en grupos de convergencia más pequeños.

4. RESULTADOS

El cuadro 2 presenta los resultados de la prueba de convergencia $\log t$ aplicada a los 32 departamentos y la capital del país en su conjunto; el cuadro reporta el coeficiente \hat{b} , el error estándar y el estadístico t estimados en la prueba. Dado que el valor del estadístico t es -219.97 y por tanto menor de -1.65 , la hipótesis nula de convergencia para el conjunto del país y su capital entre 2000 y 2016 se rechaza al nivel del 5%.

CUADRO 2.
Prueba de Convergencia Total en Colombia (2000 – 2016). Todos los departamentos

Variable	\hat{b}	Error estándar	Estadístico-t
$\log(t)$	-0.8785	0.0040	-219.97

Nota: Incluye 32 Departamentos y Bogotá D.C.

Fuente: Elaboración propia con datos del DANE.

Pese al rechazo de la hipótesis de convergencia para el conjunto del país, se procede a identificar los clubes de convergencia a través del proceso iterativo de la prueba. Los resultados del procedimiento en el cuadro 3 permiten identificar cuatro clubes; el primer club en el que se encuentra la capital del país y los dos últimos con los departamentos menos desarrollados incluyendo las antiguas intendencias, son evidencia de múltiples estados estacionarios de convergencia; sin embargo, en el segundo club conformado por más de la mitad de los departamentos, (con signos de divergencia) es un resultado estadísticamente no significativo. Hasta aquí el ejercicio muestra la dificultad de identificar convergencia departamental en la parte central de la distribución para el conjunto de análisis cuando se incluyen todos los departamentos.

Con la finalidad de averiguar si hay clubes que potencialmente se puedan fusionar, aplicamos la prueba de fusión propuesta por Schnurbus *et al.* (2017), cuyos resultados se presentan en el cuadro 4. Las estimaciones revelan que no es posible fusionar los clubes de convergencia sucesivos 1 y 2, 2 y 3 y 3 y 4 ya que en todos los casos el estadístico t de prueba es menor que -1.65 .

En el análisis de convergencia es una práctica común excluir algunas regiones cuyas actividades económicas predominantes pueden generar sesgos en los resultados; en el caso colombiano se suelen excluir los principales departamentos mineros, por lo que de manera análoga a Galvis *et al.* (2017) se excluyen de la prueba los departamentos mineros de Putumayo, Arauca y Casanare. La prueba de convergencia total para el conjunto del país excluyendo los mencionados departamentos se muestran en el cuadro 5. Los resultados confirman los obtenidos en el cuadro 2; es decir, aun excluyendo las regiones mineras hay evidencia para rechazar la hipótesis de convergencia en el PIB per cápita; el conjunto del país diverge mostrando evidencia en favor de la persistencia de las disparidades regionales.

CUADRO 3.
Prueba de Clubes de Convergencia en Colombia (2000 – 2016). Todos los departamentos

Club	\hat{b}	Estad-t	Número de Departamentos	Miembros del Club
1	0.933	4.429	4	Bogotá D. C., Casanare, Meta, Santander
2	-0.041	-0.812	17	Antioquia, Arauca, Atlántico, Bolívar Boyacá, Caldas Cauca, Cesar, Cundinamarca, Huila Norte Santander, Putumayo Quindío, Risaralda San Andrés y Providencia, Tolima, Valle
3	0.517	6.367	8	Amazonas, Caquetá, Chocó, Córdoba La Guajira, Magdalena Nariño, Sucre
4	0.739	4.646	4	Guainía, Guaviare, Vaupés, Vichada

Nota: Incluye 32 Departamentos y Bogotá D.C.

Fuente: Elaboración propia con datos del DANE.

CUADRO 4.
Prueba de fusión de Clubes de Convergencia en Colombia (2000 – 2016) Todos los departamentos

Grupos Iniciales	Pruebas de fusión			Grupos Finales
Club 1 [4]	Club 1+2			[4]
	-0.579			
	-80.025			
Club 2 [17]		Club 2+3		[17]
		-0.561		
		-32.740		
Club 3 [8]			Club 3+4	[8]
			-0.570	
			-43.715	
Club 4 [4]				[4]

Nota: Incluye 32 Departamentos y Bogotá D.C. Los números entre corchetes es el número de miembros al interior de cada club.

Fuente: Elaboración propia con datos del DANE.

CUADRO 5.
Prueba de Convergencia Total en Colombia (2000 – 2016) excluyendo Putumayo, Arauca y Casanare

Variable	\hat{b}	Error estándar	Estadístico-t
$\log(t)$	-1.2044	0.0024	-504.1714

Fuente: Elaboración propia con datos del DANE.

Tras rechazar la hipótesis de convergencia total excluyendo los departamentos mineros, también se aplica el procedimiento iterativo para identificar la posible presencia de clubes departamentales igual que en el primer caso. Los resultados se presentan en el cuadro 6; se encuentran seis clubes de convergencia y un grupo divergente. Estos resultados sugieren mayor divergencia en el sentido de que hay un mayor número de clubes (6 en lugar de 4) además de la presencia de un club que diverge. Asimismo, la composición de los miembros pertenecientes a cada club cambia notablemente con respecto al análisis con

todos los departamentos en el cuadro 3; la capital se mantiene en el grupo líder; sin embargo, despunta el departamento de Santander como seguidor en la parte alta de los grupos que convergen.

CUADRO 6.
Prueba de Clubes de Convergencia en Colombia (2000 – 2016) excluyendo Putumayo, Arauca y Casanare

Club	\hat{b}	estad-t	Número de Departamentos	Miembros del Club
1	8.329	2.861	2	Bogotá D. C., Santander
2	0.206	4.212	6	Antioquia, Boyacá, Cesar
				Cundinamarca
				San Andrés y Providencia, Valle
3	0.771	5.040	3	Caldas, Cauca y Tolima
4	0.218	3.865	3	Huila, Norte Santander, Quindío
5	0.517	6.367	8	Amazonas, Caquetá, Chocó, Córdoba
				La Guajira, Magdalena, Nariño, Sucre
6	0.739	4.646	4	Guainía, Guaviare, Vaupés, Vichada
7	-2.312	-196.734	4	Atlántico, Bolívar, Meta, Risaralda
			(Divergente)	

Fuente: Elaboración propia con datos del DANE.

Un resultado relevante es que bajo este análisis que excluye la distorsión de las regiones mineras, es posible identificar clubes de convergencia claramente definidos para los departamentos de desempeño económico intermedio. En la parte alta de la distribución en un segundo club con Antioquia, Boyacá, Cesar, Cundinamarca, San Andrés y Providencia y Valle, seguido de dos clubes que convergen con departamentos con niveles de desarrollo intermedio. Los dos clubes con las regiones con mayor rezago y que convergen en la parte baja de la distribución se conforman de departamentos que tradicionalmente podrían considerarse menos articulados con la región central del país. Finalmente, los departamentos de Atlántico, Bolívar, Meta y Risaralda conforman un grupo de regiones divergentes en términos del comportamiento de su PIB per cápita en el periodo de análisis.

También se aplicó la prueba de fusión de clubes excluyendo los departamentos mineros y los resultados se presentan en el cuadro 7. Los estadísticos t de las pruebas de fusión los clubes iniciales 1 y 2, así como en los clubes 2 y 3, son menores que -1,65, revelando la imposibilidad de fusionarse. Sin embargo, el estadístico t de la prueba para los clubes 3 y 4 es 5.365, lo que significa que pueden fusionarse en un nuevo club 3, con lo cual ahora este club posee 6 miembros. La prueba sugiere entonces que cuando se excluyen los departamentos de Putumayo, Arauca y Casanare, las 30 regiones restantes del país pueden clasificarse en cinco clubes de convergencia y un grupo divergente.

En general, estos resultados sobre convergencia departamental en Colombia son evidencia de la flexibilidad y bondades de análisis que ofrece la prueba de Phillips-Sul (2007). En particular, pese a la evidencia del rechazo de la hipótesis de convergencia para el conjunto del país, los resultados sugieren la importancia de excluir regiones que generan distorsiones en el ordenamiento de la distribución (en este caso las regiones mineras) para encontrar evidencia de los múltiples equilibrios de convergencia regional. La conformación de clubes de convergencia en Colombia en este ejercicio muestra la amplitud de la distribución y es evidencia de la persistencia de las desigualdades al interior del país.

Como un ejercicio de contraste frente al mapa 1 del apartado de descriptivos, el mapa 2 presenta geográficamente los clubes de convergencia de la tabla 3 incluyendo todos los departamentos (panel izquierdo) y de la tabla 5 excluyendo a Arauca, Casanare y Putumayo (panel derecho). El mapa 2 en el panel izquierdo para sólo cuatro clubes de convergencia confirma el comportamiento de la región central del país en la que se encuentran los clubes con los departamentos de ingreso per cápita alto y medio. A excepción de Bogotá D.C., los departamentos del primer Club corresponden a regiones asociadas con la

extracción petrolera, mientras la región andina del país concentra a los departamentos del segundo Club que pueden asociarse con un nivel de ingreso per cápita medio. Los dos clubes de menor ingreso se ubican de forma periférica en la misma forma que lo sugería el mapa 1 de los descriptivos.

Cuando se excluye Arauca, Casanare y Putumayo la estructura espacial de clubes muestra mayor dispersión sin perder la lógica de que el centro concentra los departamentos en los clubes con mayor ingreso per cápita mientras la periferia concentra a los departamentos de los clubes 5 y 6 con menor ingreso. En general, es evidente que los mapas excluyendo o no los departamentos mineros sugieren la existencia de ciertas proximidades espaciales de los departamentos en los clubes encontrados. Pese a que la prueba de Phillips Sul (2007) no posee ninguna información referente a las vecindades de los departamentos, ni pretende a priori inferir algún aspecto de econometría espacial, la evidencia gráfica sugiere que la localización de los departamentos y su distribución espacial son un determinante fundamental de los clubes de convergencia.

CUADRO 7.
Prueba de fusión de Clubes de Convergencia en Colombia (2000 – 2016) Excluyendo Putumayo, Arauca y Casanare

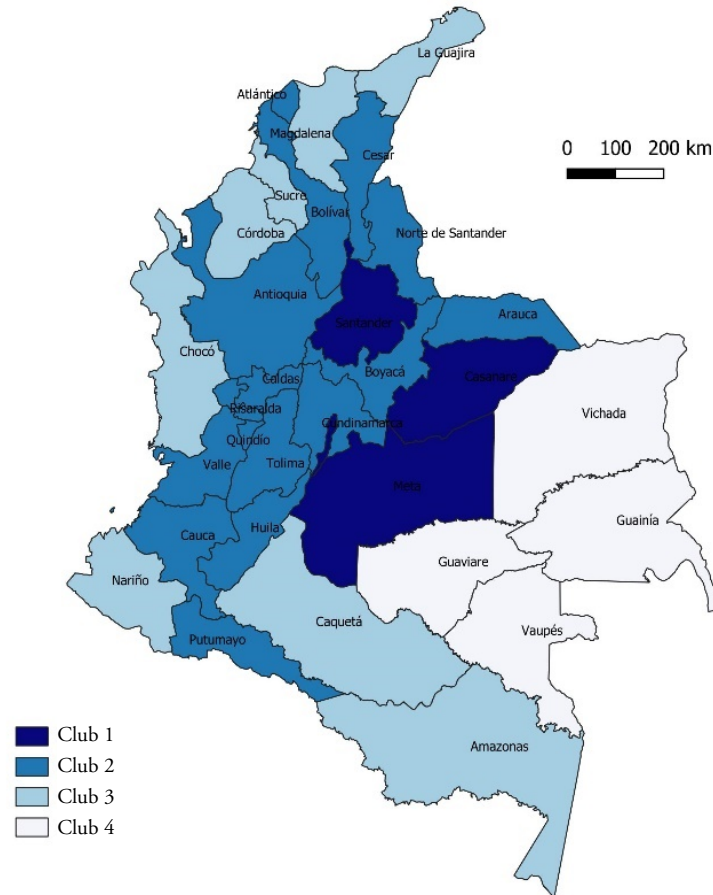
Grupos Iniciales	Pruebas de fusión						Grupos Finales
Club 1 [2]	Club 1+2						[2]
	-0.756						
	-52.773						
Club 2 [6]		Club 2+3					[6]
		-0.523					
		-19.919					
Club 3 [3]			Club 3+4				[6]
			0.530				
			5.365				
Club 4 [3]				Club 4+5			[8]
				-0.152			
				-5.969			
Club 5 [8]					Club 5+6		[4]
					-0.570		
					-43.715		
Club 6 [4]						Club 6+G7	[-]
						-1.684	
						-2180.367	
Grupo 7 [4]							[4]

Nota: Incluye 32 Departamentos y Bogotá D.C. Los números entre corchetes es el número de miembros al interior de cada club.

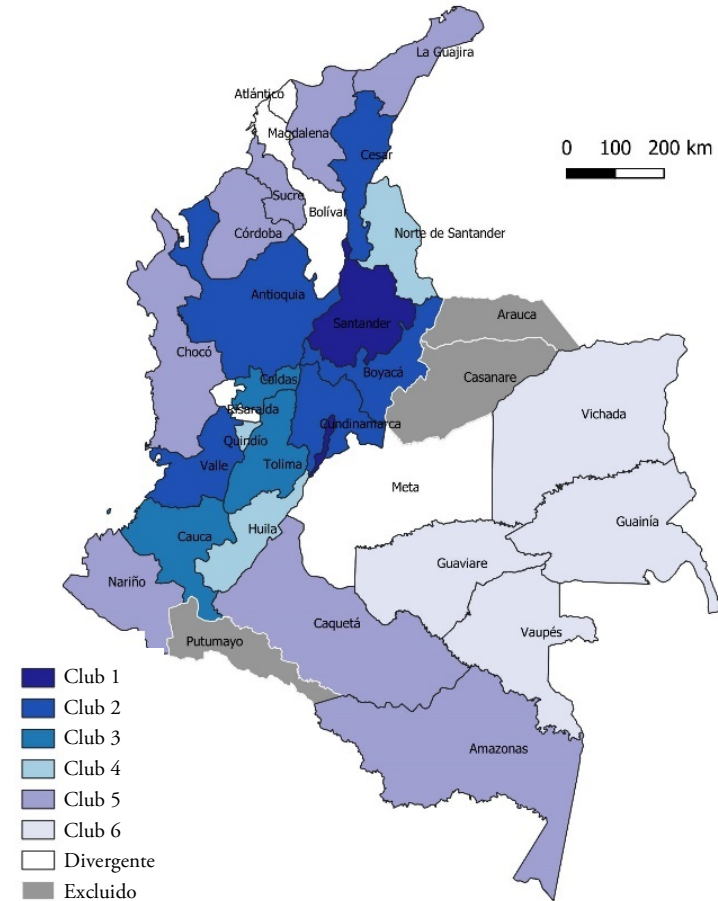
Fuente: Elaboración propia con datos del DANE.

MAPA 2.
Clubes de convergencia del ingreso per cápita 2000-2016

a) Cuatro clubes para 32 departamentos y Bogotá D.C.



b) Siete clubes excluyendo Arauca, Putumayo y Casanare



Fuente: elaboración propia con información del DANE.

5. CONCLUSIONES

En las últimas décadas se ha incrementado el interés por probar la hipótesis de convergencia en Colombia; no obstante, el interés se ha concentrado principalmente en algunas técnicas tradicionales y se han dejado de lado algunas metodologías relativamente novedosas que pueden arrojar luz sobre el proceso de convergencia en el país. En este trabajo se emplea la propuesta de Phillips y Sul (2007) para probar la hipótesis de convergencia relativa a nivel departamental en el periodo 2000-2016.

La metodología utiliza un modelo no lineal con un factor común y un componente idiosincrásico, entre sus beneficios se encuentra la posibilidad de incorporar el progreso técnico heterogéneo de las regiones analizadas, el no requerir ningún supuesto respecto a la estacionariedad o no de las series consideradas, además de ser una técnica extremadamente flexible para modelar una gran cantidad de sendas de transición hacia la convergencia, así como el evitar obstáculos en el modelado de unidades heterogéneas. Entre las limitaciones o áreas de oportunidad del ejercicio, se debe reconocer que la metodología por sí misma no considera aspectos geográficos; no obstante, el incorporar dicho factor en términos descriptivos permitió realzar la importancia de los comportamientos espaciales en los análisis de convergencia regional.

Los resultados muestran que los departamentos de Colombia no convergen a un solo grupo sino en distintos clubes. Cuando se considera la totalidad de los departamentos, a pesar de que la prueba de convergencia total se rechaza, se encuentra evidencia de cuatro clubes de convergencia de modo que la capital Bogotá está en el primer club, pero hay un segundo grupo con la mayoría de los departamentos, en el que los resultados no son significativos. Cuando la prueba se realiza excluyendo las principales regiones mineras del país se identifican seis clubes de convergencia y un grupo con los departamentos de Atlántico, Bolívar, Meta y Risaralda que divergen en el periodo de estudio.

Enfrentar las disparidades del conjunto regional en Colombia es una tarea de coordinación estratégica que debe conducir el estado colombiano generando condiciones iniciales adecuadas para la autonomía y sustentabilidad. Por un lado, se requiere de mejores condiciones en materia de infraestructura física en los departamentos que tradicionalmente no han sido rentables para la inversión privada; aumentar la inversión pública en infraestructura de las regiones periféricas alentaría la generación de empleo, el crecimiento económico y contribuiría al cierre de brechas. De igual forma, se debe impulsar la productividad de los clubes de departamentos con menores niveles de desarrollo por medio de la inversión en capital humano y mayores niveles educativos. No menos importante, se debe procurar la calidad de las instituciones en materia de corrupción, burocracia y escasa rendición de cuentas, variables que en estudios relacionados con este objeto, han demostrado constreñir el crecimiento y que mientras no sean atendidas perpetúan las disparidades.

6. REFERENCIAS

- Acevedo, S. (2003). Convergencia y crecimiento económico en Colombia 1980-2000. *Ecos de Economía*, 17(17), 51-78.
- Alboal, D., Lanzilotta, L., Pereyra, M. y Queraltó, P. (2018). Desarrollo Económico Regional y Clubes de Convergencia. *Seminario IECON*, 1-21.
- Ardila, L. (2004). Gasto público y convergencia regional en Colombia. *Ensayos Sobre Política Económica*, (36), 222-268. <https://doi.org/10.32468/espe.4506>
- Aristizábal, J. y García, G. (2020). Regional economic growth and convergence: The role of institutions and spillover effects in Colombia. *Regional Science Policy and Practice*, 13, 1146-1161. <https://doi.org/10.1111/rsp3.12334>
- Barón, J. D. (2003). ¿Qué sucedió con las disparidades económicas regionales en Colombia entre 1980 y el 2000? *Documentos de trabajo sobre economía regional*. Retrieved from <http://repositorio.banrep.gov.co/handle/20.500.12134/477>

- Barrios, C., Flores, E. y Martínez, M. Á. (2019). Club de convergencia en la actividad de innovación en las regiones europeas. *Papers in Regional Science*, 98 (4), 1545-1565.
- Barrios, M. C., Flores, E. y Martínez, M. A. (2017). Patrones de convergencia en las regiones españolas: Una aplicación de la metodología de Phillips-Sul. *Revista de Estudios Regionales*, (109), 165-190.
- Bastidas, A. (1996). ¿Convergencia Económica? *Ensayos de Economía*, 7(11), 79-99.
- Bartkowska, M. y Riedl, A. (2012). Regional convergence clubs in Europe: Identification and conditioning factors, *Economic Modelling*, 29(1), 22-31.
- Birchenall, J. A. y Murcia, G. E. (1997). Convergencia regional: una revisión del caso colombiano. *Revista Desarrollo y Sociedad*, (40), 273-308. <https://doi.org/10.13043/dys.40.6>
- Bonet, J. y Meisel, A. (1999). La convergencia regional en Colombia: una visión de largo plazo, 1926-1995. *Coyuntura Económica*, XXIX(1), 69-106. Retrieved from <http://www.banrep.gov.co/sites/default/files/publicaciones/archivos/DTSER08-convergencia.pdf>
- Bonet, J. y Meisel, A. (2007). Polarización del ingreso per cápita departamental en Colombia, 1975-2000. *Ensayos Sobre Política Económica*, 25(54), 12-43.
- Borsi, M. y Metiu, N. (2015). The evolution of economic convergence in the European Union, *Empirical Economics*, 48(2), 657-681.
- Branisa, B. y Cardozo, A. (2009). Revisiting the Regional Growth Convergence Debate in Colombia Using Income Indicators. *Ibero-America Institute for Economic Research*.
- Cardenas, M., Pontón, A. y Trujillo, J. P. (1993). Convergencia y Migraciones Inter-departamentales en Colombia: *Coyuntura Económica*, 23(1), 111-137.
- Canova, F. (2004). Testing for Convergence Clubs in Income Per Capita: A Predictive Density Approach. *International Economic Review*, 45(1), 49-77.
- Delgado, A. y Rodríguez, G. (2013). Growth of the Peruvian economy and convergence in the regions of Peru: 1970-2010. *Departamento de economía de la Pontificia Universidad Católica del Perú*, (365), 3-41. https://repositorio.pucp.edu.pe/index/bitstream/handle/123456789/47005/n_365.pdf?sequence=1&isAllowed=y
- Du, K. (2017). Econometric convergence test and club clustering using Stata. *Stata Journal*, 17, 882-900.
- Durlauf, S. N. y Johnson, P.A. (1995). Multiple Regimes and Cross-Country Growth Behaviour. *Journal of Applied Econometrics*, 10, 365-384
- Franco, L. y Raymond, J. L. (2009). Convergencia económica regional: el caso de los Departamentos colombianos. *Ecos de Economía*, 13(28), 167-197.
- Galvis, L. A. y Meisel, A. (2001). El crecimiento económico de las ciudades colombianas y sus determinantes, 1973-1998. *Coyuntura Económica*, 31(1), 67-90.
- Galvis, L. y Hahn, L. (2016). Crecimiento municipal en Colombia: el papel de las externalidades espaciales, el capital humano y el capital físico. *Sociedad y Economía*, (31), 149-174. <https://doi.org/10.25100/sye.v0i31.3892>
- Galvis, L., Hahn, L. y Galvis, W. (2017). Una revisión de los estudios de convergencia regional en Colombia Una revisión de los estudios de convergencia regional en Colombia Por: Luis Armando Galvis-Aponte Wendy Galvis-Larios Lucas Wilfried Hahn-De-Castro. *Documentos de Trabajo Sobre Economía Regional y Urbana*, (264), 4-42.
- García, G. (2017). Labour informality: Choice or sign of segmentation? A quantile regression approach at the regional level for Colombia. *Review of Development Economics*, 21(4), 985-1017. <https://doi.org/10.1111/rode.12317>

- Gómez, C. (2006). Convergencia regional en Colombia: un enfoque en los agregados monetarios y en el sector exportador. *Ensayos Sobre Economía Regional*, 45, 1–50. Retrieved from <http://repositorio.banrep.gov.co/handle/20.500.12134/2034>
- Hahn, L. W. y Meisel, A. (2018). La desigualdad económica entre las regiones de Colombia, 1926-2016. *Cuadernos de Historia Económica*, (47), 3–34. Retrieved from <http://repositorio.banrep.gov.co/handle/20.500.12134/9353>
- León, G. y Benavides G, H. (2015). Inversión pública en Colombia y sus efectos sobre el crecimiento y la convergencia departamental. *Dimensión Empresarial*, 13(1), 57–72. <https://doi.org/10.15665/rde.v13i1.338>
- Li, F., Li, G., Qin, W., Qin, J. y Ma, H. (2018). Identifying Economic Growth Convergence Clubs and Their Influencing Factors in China. *Sustainability*, 10(8), 2588. <https://doi.org/10.3390/su10082588>
- López, J. A. y Cermeño, R. F. (2016). El proceso de convergencia regional en México: Un análisis de la dinámica de transición bajo heterogeneidad estatal y temporal. DTE-CIDE, 602. <http://repositorio-digital.cide.edu/handle/11651/1908>
- Lotero, J., Restrepo, S. y Franco, L. (2000). Modelos de desarrollo y convergencia interregional de la productividad industrial en Colombia. *Lecturas de Economía*, 52(52), 51–85. <https://doi.org/10.17533/udea.le.n52a4901>
- Martínez, C. (2006). Determinantes del PIB per cápita de los departamentos colombianos 1975-2003. *Archivos de Economía*.
- Meisel, A. (1993). Polarización o convergencia? A propósito de Cárdenas, Pontón y Trujillo. *Coyuntura Económica*, 23(2), 153–161.
- Mendoza, A., German-Soto V., Monfort, M. y Ordóñez J. (2020). Club convergence and inter-regional inequality in Mexico, 1940-2015. *Applied Economics*, 52(6), 598-608, <https://doi.org/10.1080/00036846.2019.1659491>
- Moncayo, E. (2004). El debate sobre la convergencia económica internacional e interregional: Enfoques teóricos y evidencia empírica. *Eure*, 30(90), 7–26. <https://doi.org/10.4067/s0250-71612004009000002>
- Monfort, M., Cuestas, J. C. y Ordóñez, J. (2013). Real convergence in Europe: A cluster analysis. *Economic Modelling*, 33, 689–694. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2013.05.015>
- Montagnoli, A. y Nagayasu, J. (2015). UK house price convergence clubs and spillovers. *Journal of Housing Economics*, 30, 50–58. <https://doi.org/10.1016/j.jhe.2015.10.003>
- Mora, J. (2003). Crecimiento y convergencia a propósito de Quah. *Estudios Gerenciales*, unknown, (89), 57–72. <https://doi.org/10.18046/j.estger.2003.124>
- Mora, J. y Salazar, B. (1994). Fábula y trama en el relato de la convergencia. *Boletín Socioeconómico*, (27), 99–116.
- OCDE. (2018). Latin American economic outlook 2018: Rethinking institutions for development. Paris: OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/leo-2018-en>
- Phillips, P. C., y D. Sul. 2007. Transition modeling and econometric convergence tests. *Econometrica*, 75(6), 1771–1855.
- Postiglione, P., Andreano, M. y Benedetti, R. (2013). Using constrained optimization for the identification of convergence clubs. *Comput Econ* 42(2), 151–174. <https://doi.org/10.1007/s10614-012-9325-z>
- Quah, D. (1993). Galton's Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis. *The Scandinavian Journal of Economics*, 95(4), 427–443. <https://doi.org/10.2307/3440905>

- Quah, D. (1995). Empirics for Economic Growth and Convergence. *Centre for Economic Performance*, (253), 3–40.
- Quah, D. (1996). Twin Peaks: Growth and Convergence in Models of Distribution Dynamics. *The Economic Journal*, 1045–1055.
- Quah, D. (1997). Empirics for Growth and Distribution: Stratification, Polarization, and Convergence Clubs. *Journal of Economic Growth*, 2(1), 27–59. <https://doi.org/10.1023/A:1009781613339>
- Reyna, C. J. (2014). Convergencia de los salarios en el Perú: un enfoque de clubes. Universidad Nacional de Trujillo. <http://dspace.unitru.edu.pe/handle/UNITRU/662>
- Robinson, J. A. (2016). La miseria en Colombia. *Desarrollo y Sociedad*, (76), 9-90. <https://doi.org/10.13043/DYS.76.1>
- Rocha R., y Vivas A. (1998). Crecimiento regional en Colombia: ¿Persiste la desigualdad?. *Revista de Economía del Rosario*, 1(1), 67-108. <https://revistas.urosario.edu.co/index.php/economia/article/view/946>
- Rodríguez, D., López, F. y Mendoza, M. A. (2016). Clubs de convergencia regional en México: un análisis a través de un modelo no lineal de un solo factor. *Investigaciones Regionales – Journal of Regional Research*, 34, 7–22.
- Royuela, V. y García, G. A. (2015). Economic and Social Convergence in Colombia. *Regional Studies*, 49(2), 219–239. <https://doi.org/10.1080/00343404.2012.762086>
- Tian, X., Zhang, X., Zhou, Y. y Yu, X. (2016). Regional income inequality in China revisited: A perspective from club convergence. *Economic Modelling*, 56, 50–58. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2016.02.028>
- Tinizhañay Peralta, J. P. (2021). Identificando clubes de convergencia en Ecuador a nivel cantonal. *INNOVA Research Journal*, 6(1), 195–213. <https://doi.org/10.33890/innova.v6.n1.2021.1502>
- Von Lyncker, K, y Thoennessen, R. (2017). Regional Club Convergence in the EU: Evidence from a Panel Data Analysis. *Empirical Economics*, 52, 525–53.

